Estimations du potentiel de commerce dans la zone méditerranéenne en présence d'accords de commerce : ***Approches par l'économétrie Spatiale***

Karima Ben Slimane, Mohamed Ayadi et Med Salah Rejeb

(Version Préliminaire)

Octobre 2007

Introduction

La faiblesse des échanges dans la zone Méditerranéenne Arabe, a incité ces derniers sous la recommandation de l'UE au lancement du processus d'Agadir afin de dynamiser les échanges. Le Maroc, la Tunisie, l'Egypte et la Jordanie ont ainsi pris la décision de combiner leurs accords bilatéraux de commerce pour former une zone de libre échange commune. Cependant, cet accord reste à ce jour limité à ces quatre pays et pourrait dans le futur s'étendre à l'ensemble des pays Arabe.

En effet, Ferragina et al (2005) montrent, en utilisant un modèle gravitationnel, que les échanges des pays Arabes avec la plupart des pays non-Arabes et le commerce intra-Arabe est inférieur à la valeur prédite par le modèle. L'objet de ce papier sera d'évaluer le potentiel de commerce dans la zone méditerranéenne en vue de voir s'il existe un potentiel de commerce à exploiter par les pays signataires suite à l'adoption de l'accord d'Agadir.

Les potentiels de commerce sont généralement définis dans la littérature comme la différence (ou le ratio) entre les volumes des échanges prédits par le modèle économétrique (*potentiel de commerce*) et les volumes des échanges observés.

Dans le calcul du potentiel de commerce il existe une variabilité entre les pays étudiés, qui peut être expliquée par un réel potentiel de commerce ou par l'existence d'erreur de prédiction. Pour réduire ces erreurs nous allons chercher à déterminer la meilleure spécification et la méthode d'estimation économétrique la plus adéquate pour

estimer le modèle gravitationnel reliant le volume des échanges à ses déterminants. Pour ce fait la majorité des études utilisent les méthodes d'économétries de panel appliquées au modèle gravitationnel pour estimer le modèle gravitationnel susceptible d'évaluer le potentiel de commerce (Egger, 2002 ; Miniesy et al 2004 ; Ferragina 2005 ; Achy 2006). Toutefois, l'estimation par un panel classique ne permet pas de tenir compte de l'autocorrélation spatiale. Porajan (2001) montre que les modèles gravitationnels qui ne tiennent pas compte de l'autocorrélation spatiale souffriraient d'une erreur de spécification. Pour remédier à ce problème, nous nous proposons d'appliquer les récentes procédures de l'économétrie spatiale qui se basent essentiellement sur la pondération des variables du modèle par une matrice de poids. En général la matrice de poids peut être définie par une matrice de contiguïté binaire symétrique, qui peut être générée en se référant à des informations topologiques basées sur le critère d'adjacence ou de distance. Nous comparons les résultats de ce modèle à des estimations faites par différents modèles d'économétrie de Panel. Afin de choisir la spécification et la méthode d'estimation les plus adéquates nous utiliserons des indices de qualité de prédiction en l'occurrence le RMSE et l'indice de rang de Spearman. Nos résultats montrent que le modèle à autocorrélation spatiale donne une meilleure qualité de prédiction que les spécifications classiques du modèle gravitationnel

Dans la première section de ce papier nous effectuons une revue de littérature sur le potentiel de commerce des pays Arabes. La seconde section sera consacrée à la présentation des différentes spécifications. Nous présentons dans cette partie les procédures de panel retenus ainsi que la méthode d'autocorrélation spatiale des erreurs. La troisième section sera consacrée la présentation des méthodes et aux résultats obtenus. L'estimation du potentiel de commerce sera effectué dans la section quatre de ce travail. Enfin dans la dernière section nous présentons nos conclusions.

I. Revue de littérature

Le Modèle Gravitationnel (MG) a été utilisé dans la littérature pour évaluer l'intégration des PECO à l'UE (en particulier la vague des 10 premiers nouveaux pays membres) (Papazoglou et al. (2006) ; Egger (2002) ; et Fontagné et al. (2001). Les

conclusions et les recommandations formulées par ce modèle sont assez mitigées et dépendent de la période considérée, de la spécification du modèle retenu ainsi que des méthodes économétriques utilisées lors du calcul du potentiel de commerce. Néanmoins ces modèles ont correctement prédits la grande augmentation dans les échanges commerciaux entre l'UE et les PECO.

Les quelques études qui se sont intéressées au potentiel de commerce dans les pays Arabes, suggèrent que les échanges des pays Arabes avec la plupart des pays non-Arabes et le commerce intra-Arabe est inférieur au niveau prédit par le Modèle Gravitationnel (MG). Hassan Al-Atrash et Yousef (2000) appliquent la méthode d'estimation Tobit pour le commerce bilatéral entre 18 pays MENA et 43 autres pays en utilisant des données agrégées pour l'ensemble de la période 1995-1997. Ils retiennent le PIB total et le PIB par tête, l'occurrence des accords commerciaux, l'existence de frontières communes, ou de langue commune comme principaux déterminant du potentiel de commerce. Cette étude montre que les échanges intra-MENA et le commerce des pays Arabes avec la plupart des pays non-MENA sont faibles. Le Mashrek fait preuve d'un niveau d'intégration plus élevé aussi bien entre les pays de cette région et qu'avec le reste du monde comparé aux pays du Golf et du Maghreb.

L'étude faite par l'IMF (2002) utilise une estimation log-linéaire en coupe instantanée des échanges bilatéraux pour 131 pays industriels et en développement (les données sont utilisées comme une moyenne de 1995-1999) en utilisant un MG conventionnel ayant comme variables explicatives (le PIB, la distance et des variables muettes référent à une langue commune ou à des liens ex-coloniaux). Les valeurs prédites des échanges sont basées sur les paramètres estimés à partir d'un MG du commerce global qui a été appliqué au commerce des pays MENA, d'Asie, D'Afrique sub-saharienne, Sud Américains et d'Amérique Centrale. Ils concluent que la région MENA est une des régions qui présente le degré le plus élevé de sous échange par comparaison aux pays du Sud Est Asiatique.

Miniesy et al (2004) ont aussi calculé les valeurs prédites basés sur des paramètres estimés en utilisant un MG en panel agrégé. Les valeurs prédites sont appliqués aux échanges bilatéraux des pays du MENA entre eux. Ils montrent que le commerce intra-MENA et le commerce des pays MENA avec les pays non MENA sont moins élevés que le niveau prédit sur la base du MG. La région MENA est peu performante,

spécialement quand à ses échanges avec l'UE et avec les pays de l'Europe de l'Est. Selon cette étude il y a un très grand potentiel non exploité dans les échanges intra-MENA pour des pays comme l'Algérie, l'Egypte, le Koweït, le Qatar, le Soudan, la Syrie et tous les pays exportateurs de pétrole, alors que la Jordanie, le Maroc, Oman, les EAU et la Turquie ont un potentiel surévalué.

Ferragina et al (2005), estiment le potentiel de commerce UE-PECO et UE-MED relatif à la période 1995-2002 en utilisant un MG classique exprimé en fonction du PIB, du PIB par tête, de la distance, des frontières communes et des liens coloniaux. Ils choisissent la procédure de prédiction 'out-of-sample' qui distingue l'échantillon de la prévision de l'échantillon de l'estimation des paramètre du modèle, afin d'assurer une plus grande robustesse à son modèle. Leurs résultats suggèrent que le ratio du commerce potentiel par rapport au niveau d'échange réel entre les pays MED suit généralement un trend constant ou croissant entre 1995 et 2002, exception faite de la Tunisie et de la Turquie (où il y a une faible diminution). Ainsi le potentiel de commerce est loin d'être exploité en 2002 : le ratio est supérieur à 1. Ils calculent aussi ce ratio pour les exportations, ce ratio est supérieur à celui des exportations (il y a un surplus de commerce de l'UE avec les pays MED et les PECO). Ceci indique qu'il y a une grande capacité d'augmentation dans les importations plus que dans les exportations et suggère aussi que les pays MED font encore face à beaucoup de barrières pour accéder au marché de l'UE. Une analyse par pays partenaire européen démontre que l'Italie a de très bonnes relations avec la Turquie mais qu'avec d'autres pays elle est substantiellement en dessous des prédictions du modèle. La Italie est très proche de son potentiel avec l'Algérie, Malte, le Maroc et la Tunisie, alors que les flux d'échange avec les pays du Mashrek sont très en dessous de ceux prédits par le modèle. L'Italie est proche des prédictions avec la Tunisie, la Turquie et le Maroc. Finalement, l'Italie a une structure plus déployé selon les pays MED.

Achy L. (2006) analyse le potentiel de commerce de l'intégration régionale en Afrique du Nord. Il utilise un MG augmenté de plusieurs variables culturelles et institutionnelles pour calculer les potentiels de commerce. Ses résultats montrent que la part des exportations vers les pays d'Afrique du Nord dont les exportations prédites par le modèle de gravité seraient dix fois plus élevées que son niveau actuel et que la hausse du commerce intra-régional résulte d'une réallocation des exportations mais

aussi d'un niveau plus élevé des exportations totales simulées par rapport aux exportations totales observées.

L'étude de la Banque Mondiale(2006) montre aussi qu'il n'y a pas de potentiel de commerce entre les pays du Maghreb.

II. Différentes spécifications du modèle gravitationnel

Le modèle Gravitationnel est considéré comme étant le modèle le plus robuste, d'un point de vue économétrique, pour prédire et expliquer les courants d'échange bilatéraux (Evenett et Keller, 2002). Basé sur le principe de gravité de Newton, ce type de modèle met en évidence les échanges entre deux pays en fonction de leurs PIB respectifs - comme approximation de la puissance économique des pays- et de la distance qui les séparent -comme approximation des coûts de transport.

Depuis les premiers travaux d'Anderson (1979) et de Bergstrand (1989), plusieurs autres facteurs ont été introduits dans la littérature pour exprimer les flux de commerce, tel que le PIB par tête comme approximation des indices du niveau de vie ainsi que des variables pour contrôler les différences dans les facteurs géographiques, les liens historiques, le risque du taux de change, ainsi que les politiques commerciales.

Plusieurs auteurs dans leurs recherches sur les fondements théoriques du modèle gravitationnel ont conclu que ce dernier est conforme à la théorie des rendements croissants (Anderson, 1979 et Bergstrand, 1989). Cette théorie a un succès particulier pour approximer le potentiel de commerce entre les pays développés. Deardorff (1998) trouve que le modèle est conforme à la théorie de Heckscher-Ohlin qui représente la possibilité de commerce entre pays développés et pays en développement. Pour résoudre ce dénouement, Evenett et Keller (2002) démontrent que la théorie de H-O et celle des rendements croissants représentent ensemble les fondements théoriques du modèle gravitationnel.

Spécification du modèle gravitationnel classique

Nous retenons pour notre étude une spécification classique du modèle gravitationnel qui exprime les exportations entre deux pays en fonction du PIB et du PIB par tête des pays partenaires, la distance qui les sépare, aux quels nous associons des variables culturelles et historiques ainsi que des variables sur les accords commerciaux qui les unissent.

Le PIB est généralement introduit dans un modèle gravitationnel sous sa forme log-linéaire comme le logarithme du produit des PIB des deux pays : $Log(PIB_i\ PIB_j) = LogPIB_i + LogPIB$ (Frankel, 1997; Frankel et Wie, 1993 et 1995; Frankel et al, 1995 ; Rose, 2000 ; Frankel et Rose, 2002; Ghossh et Yamarik (2004 a, b) et Carrère, 2004). L'introduction du PIB par tête « *PIBT* » est faite de la même manière. La distance *« Dist»* a été définie comme étant la distance kilométrique séparant les capitales des deux pays (voir par exemple Ghossh et Yamarik, 2004 ; Carrère, 2004 …) ou encore la distance circulaire[1] entre les capitales des pays qui est calculé en fonction de la longitude et de la latitude de chaque pays (Achy, 2006). Nous retenons dans notre modèle la première définition de la distance.

De récentes études ont prouvé que la distance n'est pas la seule variable qui reflète les barrières au commerce, il y a aussi la présence de la langue, de la frontière commune ainsi que des liens coloniaux (voir par exemple Anderson et Wincoop, 2004 ; Carrère, 2004 ; Baxter et Kouparitsas, 2006 et Glick et Rose, 2002). La variable *« langcom »* est une dummy égale à 1 si les deux pays partenaires ont une langue commune. Nous retenons comme définition de la colonisation la variable *« coloni »* une dummy égale à 1 s'il existe un colonisateur au sein du couple et 0 sinon. Pour tenir compte de la contigüité entre les pays, nous utilisons la variable *« Frontcom »* qui prend la valeur 1 si les deux pays partagent une frontière commune et 0 sinon.

Enfin pour apprécier l'effet de l'occurrence d'accords commerciaux, le modèle gravitationnel a été augmenté par des variables muettes qui expriment le partage d'un

---

[1] Le calcul de cette distance se base sur la latitude φ et la longitude λ $(\times\prod/360)$, la formule utilisée est la suivante :

$$\Delta_{ij} = \lambda_j - \lambda_i$$

$$Dist_{ij} = Arc\ \cos\left[\sin\varphi_i \sin\varphi_j + \cos\varphi_i \cos\varphi_j \cos\Delta_{ij}\right]z$$

$$avec\ \ z = 6367\ \text{par km et } 3965\ \text{par miles.}$$

accord commun (voir par exemple Ghossh et Yamarik, 2004 ; Carrère, 2004). Nous définissons dans notre modèle deux dummy : une pour l'Accord *« Euromed »* et une autre pour l'accord *« GAFTA »*.

Nous retenons comme première spécification de notre modèle la forme suivante :

$$
\begin{aligned}
LogX_{ijt}^{s} = \beta_0 + \beta_1 LogPIB_{it} + \beta_2 LogPIB_{jt} + \beta_3 LogPIBPT_{it} + \beta_4 LogPIBPT_{jt} + \beta_5 LogDist_{ijt} \\
+ \beta_6 langcom_{ij} + \beta_8 coloni_{ij} + \beta_7 frontcom + \beta_9 Euromed_{ij} + \beta_8 GAFTA_{ij} + u_{ijt} \qquad (1)
\end{aligned}
$$

Tel que : $$u_{ijt} = \mu_{ij} + v_{ijt} \qquad (2)$$

Les PIB et le PIB par tête représentent respectivement des indicateurs qui révèlent la taille potentielle du marché et le pouvoir d'achat des consommateurs des deux pays partenaire, ils devraient donc avoir des effets positifs sur les exportations. La «distance» est une proxy qui permet d'approcher les coûts de transport que génère le commerce entre les deux pays partenaires, ils devraient donc avoir un effet négatif sur le commerce bilatéral. Théoriquement, les tarifs préférentiels offerts dans le cadre d'un accord commercial favorisent les échanges commerciaux entre les pays membres, nous avons pris en compte ce phénomène par les variables muettes régionales. Enfin, plusieurs travaux prennent en compte les liens historiques et culturels qui expriment les flux bilatéraux de commerce, ces variables devraient avoir théoriquement un effet positif sur le commerce bilatéral.

Cependant, les efforts dans le choix des variables exogènes adéquates dans le modèle (1)-(2) ne peuvent pas combler une autre source de biais de spécification provenant de la nature des données utilisées, puisque les observations sont mesurées pour différentes localisations réparties dans l'espace. En effet, l'utilisation de ce type de données peut mener à la présence d'un phénomène d'autocorrélation spatiale (Porajan, 2001 et Baumont et al, 2000). Ce phénomène est dû au fait que des observations réparties dans l'espace sont fréquemment interdépendantes c à d qu'une observation dans un lieu précis peut être affectée par les observations de son voisinage.

Modèle gravitationnel et autocorrélation spatiale :

Une première tentative a été faite par Porajan (2001) ; en se basant sur le principe de l'économétrie spatiale présenté dans les travaux de Cliff et Ord (1981), Anselin (1988) et Griffith (1988) ; en vue de présenter un modèle de gravité qui prend en compte la nature des données utilisées. Les résultats émis par cette étude démontrent pour le cas de l'UE une surestimation des flux de commerce pour les Etats Île (comme la Chypre) en sous estimant les flux de commerce de et vers les pays voisins inclus dans l'échantillon (la Roumanie et la Bulgarie).

L'autocorrélation spatiale est prise en compte par le biais d'une matrice de poids W. Il existe plusieurs spécifications de la matrice de poids dans la littérature. En général la matrice de poids peut être définie par une matrice de contiguïté binaire symétrique, qui peut être générée en se référant à des informations topologiques basées sur le critère d'adjacence ou de distance. En se basant sur le critère d'adjacence, l'élément $\{w_{ij}\}$ de la matrice de poids est égale à 1 si la localisation i est adjacente à la localisation j et zéro sinon. En se basant sur le critère de la distance, l'élément $\{w_{ij}\}$ est égale à 1 si la distance entre les localisations i et j est dans la limite d'une distance donnée (d) et zéro sinon. Pour faciliter l'interprétation, une autre matrice générale de poids est définie dans une forme de rang standardisé où la somme des éléments est égale à 1.

Dans la plupart des applications en sciences régionales, les matrices de poids sont basées sur la combinaison de la relation de la distance et de la contiguïté simple. Cliff et Ord(1972) suggèrent l'utilisation combinée de la mesure de la distance correspondant à la longueur de la frontière entre les unités spatiales. La matrice de poids résultant est asymétrique et est définie par $w_{ij} = (d_{ij})^{-a}(\beta_{ij})^{b}$ avec d_{ij} la distance entre i et j, β_{ij} la proportion de la frontière intérieur de la localisation i qui est en contact avec la localisation j. Dacey (1968) définit la matrice de poids par $w_{ij} = d_{ij}\alpha_i\beta_{ij}$ avec d_{ij} un facteur de contiguïté binaire, α_i la part de l'unité i dans l'aire totale de tout l'espace utilisé dans l'étude et β_{ij} la proportion de la frontière intérieur utilisée plus haut

Lors de l'utilisation de l'autocorrélation spatiale dans un modèle gravitationnel en panel deux problème peuvent se posés. Le premier est dû au fait que le panel utilisé doit

être équilibré, c'est-à-dire que la forme matricielle du modèle (1)-(2) doit être donnée par :

$$X = Y\beta + u \tag{3}$$

- X représente le vecteur $(T * N^2 \times 1)$ du log des exportations ;
- Y représente la matrice $(T * N^2 \times K)$ des variables explicatives[2]

Vue que nous utilisons des données de commerce bilatéral et que dans certains cas ces données ne sont pas disponibles (problème de données manquantes), nous avons décidé d'effectuer notre régression en utilisant $\log(X_{ij}+1)$ comme variable à expliquer. Nous aurons donc $\log(X_{ii}+1)=0$ étant donné qu'un pays ne commerce pas avec lui-même.

Le deuxième problème est du au fait que la distance entre un pays et lui-même est égale à zéro. Pour remédier à ce problème, nous proposons de remplacer la variable distance par une dummy D définie par :

$$D = \begin{cases} 0 & \text{si la distance est <= 700km ;} \\ 1 & \text{si la distance est >700km et <=3000km} \\ 2 & \text{sinon} \end{cases}$$

En partant du modèle (1) et en effectuent les modifications proposées nous obtenons le modèle suivant :

$$\begin{aligned} Log(X^s_{ijt}+1) = {} & \beta_0 + \beta_1 LogPIB_{it} + \beta_2 LogPIB_{jt} + \beta_3 LogPIBPT_{it} + \beta_4 LogPIBPT_{jt} + \beta_5 LogD \\ & + \beta_6 langcom_{ij} + \beta_8 coloni_{ij} + \beta_7\, frontcom + \beta_9 Euromed_{ij} + \beta_8 GAFTA_{ij} + u_{ijt} \end{aligned} \tag{4}$$

Nous considérons dans notre étude une matrice de contigüité standard. L'autocorrélation spatiale des erreurs est donc définie par $W\varepsilon$. En présence d'autocorrélation spatiale, le modèle (4) est défini sous forme matricielle par :

$$\begin{aligned} X^* &= Y\beta + u \\ u &= \theta(I_T \otimes W)u + \varepsilon \end{aligned} \tag{5}$$

[2] N représente le nombre d'individus, K le nombre de variable et T le nombre d'années.

- X* représente le vecteur $(T * N^2 \times 1)$ des log(X_{ij}+1);
- Y représente la matrice $(T * N^2 \times K)$ des variables explicatives ;
- W est la matrice de poids de taille $(N^2 \times N^2)$ obtenue par $W = W_N \otimes I_N$ où W_N est la matrice de contigüité entre les N régions considérées dans notre échantillon.
- θ est le coefficient de corrélation.

III. Méthodes et résultats d'estimation

Base de Donnés

Nous effectuons nos estimations pour un échantillon de 45 pays (voir annexe 1) dont 7 pays méditerranéens (l'Algérie, la Tunisie, le Maroc, l'Egypte, la Jordanie, la Syrie et le Liban). La période analysée s'étale de 1997 à 2004. Les valeurs des exportations ont été collectées à partir de la base de ***données UNCOMME TRADE***, ils sont exprimés en million de US$. Le PIB, le PIB par tête, et la superficie sont disponibles dans les ***rapports UNCTAD***. Les dummy de langue et de la colonisation ont été construites grâce à la base des données disponible sur ***geo-cepii***. Toutes les estimations ont été effectuées par le logiciel Matlab.

Méthodes d'estimation:

Les études récentes faites sur le modèle gravitationnel utilisent des données de panel au lieu des estimations en coupe transversal. Cette méthode permet d'éviter une perte d'information en exploitant les variations inter et intra pays. Parmi les différentes formes des modèles d'économétrie de Panel nous retenons, dans notre étude,

- Une estimation par MCO (sur données empilées qui servira comme référence aux estimations qui suivent)
- Une estimation par *modèle à effets aléatoire* (MEA) qui suppose l'existence d'un effet spécifique à chaque couple de pays μ_{ij} qui est aléatoire ce qui donnera lieu à une hétéroscédasticité ;

- Une estimation par le *modèle Between* qui exploite exclusivement la variabilité inter-pays ;
- Nous considérons aussi dans notre étude un Modèle à effet aléatoires avec des erreurs autorégressives d'ordre 1 qui associe au problème d'hétéroscédasticité évoqué ci- dessus la possibilité de présence d'autocorrélation temporelle des erreurs ;
- Afin de tenir compte de l'autocorrélation spatiale nous utiliserons le modèle SEM (Spatial Error Model)

Tableau 1: Résultats des estimations du Modèle Gravitationnel

	MCO	***Effets aléatoires***	***Effets aléatoires-AR(1)***	***Between***	***Modèle avec Auto. Spatiale***
PIBi	0,94***	0,911***	0,907***	0,941***	0,836***
PIBj	1,438***	1,349***	1,399***	1,442***	1,323***
PIBTi	-0,102**	-0,273***	-0,229**	-0,102	-0,531***
PIBTj	0,14***	-0,035	-0,037	0,141*	-0,263***
D	-0,623***	-0,704***	-0,738***	-0,567***	-0,82***
Langcom	-6,45***	-6,332***	-6,342***	-6,446***	-6,387***
Coloni	4,539***	4,668***	4,589***	4,54***	4,899***
Frontcom	2,138***	2,118***	2,084***	2,142***	1,852***
Euromed	0,574***	0,066	0,055	0,902**	1,107***
GAFTA	6,09***	5,435***	5,477***	6,154***	5,017***
Constante	-10,322***	-5,646***	-6,519***	-10,523***	-
θ	-	-			0,079***
R²-within		0,0104	0,0104	0,0105	
R²-between		0,4695	0,4706	0,476	
R²-total	0,4169	0,4127	0,4137	0,417	0,3971
Nb d'obs	12800	12800	12800	12800	12800

*** Significatif à 1%, ** Significatif à 5%, * Significatif à 20%,

Résultats d'estimation

Le tableau 1 résume les résultats de nos régressions. Nous pouvons voir que la majorité des variables sont statistiquement significatives au seuil de 1% sauf pour les PIBT et la variable Euromed.

En terme de significativité économique des coefficients, on montre que la majorité des variables ont les signes attendus et évoqués par la partie théorique à l'exception du PIBT qui a un signe négatif et assez difficile à analyser.

En terme de significativité globale, on a un R² total qui est assez similaire entre les cinq méthodes d'estimation au tour de 41%. Si nous nous limitons aux méthodes de données de Panel, on observe que le R² within est négligeable ce qui explique que les exportations varient très peu pour un pays le long de la période d'étude. Cependant, la plus grande variabilité est trouvée lorsqu'on compare le niveau des exportations inter-pays. Le R² Between est assez élevé et représente plus de 98% de la variabilité totale

L'estimation avec autocorrélation spatial des erreurs nous donne un coefficient d'autocorrélation significatif au seuil de 1% mais assez faible (0,079).

Avant de calculer le potentiel de commerce, nous avons cherché à analyser la qualité de prédiction générale des cinq modèles en utilisant le RMSE [3] globale et l'indice de rang de Spearman qui permettent de classer les modèles selon leurs qualités de prédiction. Le RMSE globale ainsi que l'indice de Pearson globale nous mènent à retenir le modèle à Effets aléatoires pour calculer le potentiel de commerce (tableau 2).

Tableau 2 : RMSE et Indice de Rang de Spearman

	MCO	Effets aléatoires	Effets aléatoires-AR(1)	Between	Modèle avec Auto, Spatiale
RMSE Global	2,635	2,597	2,613	2,648	2,617
Spearman Global	0,8122	0,8173	0 ,8137	0,8166	0,7991

IV. Estimation du potentiel de commerce

La méthode d'évaluation des potentiels de commerce consiste à estimer une équation du niveau des échanges commerciaux bilatéraux basée sur le modèle gravitationnel des échanges pour un échantillon de pays initial. Les élasticités estimées permettent d'évaluer ce potentiel par simulation pour des pays de l'échantillon ou des pays hors de l'échantillon échangeant avec des pays de l'échantillon (Fontagné, Pajot et Pasteels, 2001).

Les potentiels de commerce sont généralement définis dans la littérature comme la différence (ou le ratio) entre les échanges simulés évalué grâce aux estimations d'un

[3] $RMSE = \left(\frac{1}{N} \sum_{1}^{N} u^2 \right)^{1/2}$

modèle de gravité faites sur un échantillon de référence et les échanges observés. Jakab, Kovács et Osztay (2001) utilisent par exemple un pourcentage du potentiel de commerce (en termes d'importation ou d'exportation) par rapport au commerce observé[4]. Fontagné, Pajot et Pasteels (2001) utilisent la différence entre le commerce potentiel et le commerce réel. De Benedicts et Vicarelli (2004) quant à eux utilisent le ratio des valeurs réelles aux valeurs simulées. Nous retenons cette dernière méthode pour calculer notre ratio de potentiel de commerce vu la simplicité de son interprétation.

Afin de déterminer le potentiel de commerce dans la zone Med, nous avons utilisé les élasticités présentées dans le tableau 1 pour calculer les exportations bilatérales simulées. L'analyse du potentiel de commerce va se faire sur la base d'un ratio qui représente le rapport des exportations actuelles aux exportations simulées. Si ce ratio est inférieur à 1, nous pourrons conclure à la présence d'un potentiel de commerce non exploité.

Nous mennerons notre analyse sur trois niveaux. Nous commançons par une analyse des échanges de chaque pays Med avec chacune des trois zones (pays Arabes, pays Med et UE), puis l'échanges de chacun des pays Med avec le reste des pays Med et enfin, nous nous intéressons aux échanges bilatéraux des pays Med.

Analyse des échanges avec des zones :

Pour avoir une idée sur les échanges intra-Med et inter-Med, nous avons calculé les ratios des exportations actuelles aux exportations simulées par les différents modèles pour chacun des pays analysées avec la totalité des pays méditerranéens, avec le reste des pays Arabes considérés dans notre échantillon ainsi que les exportations vers l'UE.

Nous pouvons constater d'après le tableau 3 que selon les estimations de notre modèle, les valeurs prédites par le modèle gravitationnel sont nettement inférieures aux valeurs réelles du commerce et ceux quel que soit la méthode d'estimation. Toutes fois il est à remarquer que le modèle avec autocorrélation spatiale des erreurs donne des

[4] Pour obtenir des conclusions plus robustes sur le commerce réel et potentiel ces derniers définissent une mesure de la convergence :

Vitesse moyenne de convergence = (taux de croissance moyen du potentiel / taux de croissance moyen de l'actuel) x 100 - 100

rapports de potentiel de commerce très en dessous des autres modèles sauf pour les échanges avec les pays Arabes dans le cas de la Jordanie, du Liban et de la Syrie.

Tableau3: Potentiel de commerce intra et inter-Med

		MCO	Effets aléatoires	Effets aléatoires-AR(1)	Between	Modèle avec Auto. Spatiale
EGYPTE	***Pays Med***	6,806	5,523	5,649	6,745	3,066
	pays Arab	1,567	1,716	1,683	1,59	1,538
	UE	1,594	1,35	1,343	1,558	1,05
JORDANIE	***Pays Med***	14,386	10,129	11,879	14,357	6,298
	pays Arab	30,673	31,94	34,776	31,29	49,573
	UE	3,389	3,042	3,376	3,075	1,825
LIBAN	***Pays Med***	13,882	10,933	12,355	14,889	9,343
	pays Arab	35,099	42,43	43,796	35,886	56,845
	UE	2,315	2,01	2,157	2,468	2,454
MAROC	***Pays Med***	23,614	22,724	25,303	19,89	10,333
	pays Arab	13,108	7,728	8,823	13,192	2,837
	UE	3,447	3,674	3,821	2,927	1,735
SYRIE	***Pays Med***	38,46	26,414	28,688	41,241	17,97
	pays Arab	17,656	17,945	18,802	17,974	23,21
	UE	1,29	0,89	1,027	1,335	0,822
TUNISIE	***Pays Med***	23,968	22,417	25,199	20,968	10,159
	pays Arab	8,087	6,343	7,346	7,931	3,476
	UE	9,947	12,281	12,764	8,174	5,324

Dans le cas des exportations de la Syrie vers l'UE, nous constatons qu'il existe un potentiel de commerce non exploité entre 11% et 17% selon les estimations à effets aléatoires et avec autocorrélation spatiale des erreurs. Afin de confirmer cette hypothèse, nous avons calculé le RMSE pour chacun des pays Med (Tableau 4). Nos résultats montrent que pour le cas de la Syrie la meilleure spécification est celle avec autocorrélation spatiale des erreurs menant à conclure que l'UE représente pour la Syrie un potentiel d'exportation de 17% de ces exportations actuelles.

Tableau 4: RMSE par pays

	MCO	**Effets aléatoires**	**Effets aléatoires-AR(1)**	**Between**	**Modèle avec Auto, Spatiale**
EGYPTE	2,82	2,813	2,804	2,828	2,975
JORDANIE	3,659	3,44	3,512	3,675	3,42
LIBAN	3,163	3,153	3,176	3,174	3,284

MAROC	2,968	2,816	2,852	2,956	2,694
Syrie	3,045	2,788	2,832	3,086	2,671
TUNISIA	3,08	3,057	3,093	3,042	2,927

Analyse des échanges intra-Med :

Dans le but d'effectuer une analyse plus approfondie des échanges intra-Med, nous avons calculé le rapport des exportations bilatérales réelles aux exportations bilatérales simulées pour chacun des pays de la zone Med. Les résultats sont résumés dans le tableau 5. Nous pouvons constater qu'il n'existe pas de potentiel de commerce entre les pays Med.

Une étude faite par la Banque Mondiale en 2006 sur le potentiel de commerce entre les pays Maghrébins a montré qu'il n'existe pas de potentiel de commerce entre ces pays. Nos résultats confirment cette conclusion pour le cas du Maroc et de la Tunisie avec une grande variation du ratio de potentiel entre le modèle avec autocorrélation spatiale et les autres modèles. En effet le modèle spatial donne des exportations d'à peu prés 11 fois plus que les valeurs simulées pour le cas du Maroc vers la Tunisie contre environ 40 avec le modèle à effets aléatoires. Alors que pour le cas des exportations de la Tunisie vers le Maroc un ratio égal à 5 avec le modèle spatial contre 12,5 avec le modèle Between.

Tableau 5: Ratio des exportations actuelles aux exportations potentielles par pays

		MCO	Effets aléatoires	Effets aléatoires-AR(1)	Between	Modèle avec Auto. Spatiale
EGYPTE	**JORDANIE**	3,076	2,487	2,561	3,035	1,373
	LIBAN	15,939	13,991	13,304	17,155	10,322
	MAROC	8,893	8,371	9,093	7,743	4,474
	SYRIE	15,507	10,68	10,828	16,691	5,491
	TUNISIE	6,927	6,406	6,545	6,45	3,478
JORDANIE	**EGYPTE**	3,927	2,804	3,312	3,847	1,658
	LIBAN	39,489	30,46	33,606	42,662	29,795
	MAROC	15,394	16,601	20,278	11,364	5,301
	SYRIE	41,972	25,215	29,729	45,353	16,997
	TUNISIE	48,063	47,966	55,174	38,856	16,948
LIBAN	**EGYPTE**	11,69	9,332	10,327	12,623	7,189
	JORDANIE	14,612	11,701	13,104	15,755	10,667
	MAROC	12,196	11,157	13,185	11,783	10,115
	SYRIE	14,698	11,224	12,843	15,834	9,766
	TUNISIE	14,006	12,798	14,221	14,321	11,462

MAROC	**EGYPTE**	10,627	9,577	10,894	9,186	5,21
	JORDANIE	33,534	36,826	41,044	25,45	12,281
	LIBAN	28,622	27,37	29,069	27,619	24,928
	SYRIE	40,934	30,63	34,721	39,503	19,336
	TUNISIE	35,521	42,253	45,222	27,218	11,977
SYRIE	**EGYPTE**	25,17	15,792	17,283	27,191	8,758
	JORDANIE	27,909	17,401	19,312	30,112	11,292
	LIBAN	54,544	42,144	44,59	58,771	38,428
	MAROC	42,499	30,627	35,763	41,077	20,057
	TUNISIE	18,609	13,455	14,762	19,036	8,779
TUNISIE	**EGYPTE**	18,071	15,729	17,798	16,585	8,561
	JORDANIE	20,371	22,325	24,735	16,174	7,138
	LIBAN	19,082	17,769	18,753	19,506	16,261
	MAROC	41,742	50,33	57,004	31,425	13,447
	SYRIE	12,299	8,911	10,05	12,575	5,613

Cette différence entre les ratios obtenus en considérant l'autocorrélation spatiale des erreurs et ceux obtenus par les autres spécifications reste valable pour tous les couples de pays. Le fait de considérer la relation spatiale entre les couples de pays dans le cas des pays Med donne des résultats plus conformes à l'intuition économique.

Analyse par couple de pays :

Afin de confirmer cette hypothèse, nous avons cherché à analyser la qualité de prédiction pour chaque couple de pays en utilisant le RMSE (tableau 6). Nous pouvons voir que les RMSE les plus faibles sont ceux données par le modèle spatial sauf pour les exportations de la Jordanie vers le Maroc.

Tableau 6: RMSE par couple de pays

		MCO	Effets aléatoires	Effets aléatoires-AR(1)	Between	Modèle avec Auto. Spatiale
Egypte	JORDANIE	1,107	0,982	1,002	1,11	0,658
	LIBAN	2,972	2,843	2,794	3,043	2,552
	MAROC	2,408	2,295	2,375	2,336	1,83
	SYRIE	2,637	2,266	2,281	2,71	1,618
	TUNISIE	2	1,867	1,889	1,993	1,415
JORDANIE	EGYPTE	1,449	1,054	1,218	1,503	0,791
	LIBAN	3,726	3,452	3,554	3,804	3,415
	MAROC	3,359	3,159	3,361	3,25	2,546
	SYRIE	3,591	3,08	3,245	3,668	2,687
	Tunisie	4,16	3,994	4,135	4,082	3,277
LIBAN	EGYPTE	2,43	2,204	2,305	2,506	1,942
	JORDANIE	5,906	5,862	5,876	5,915	5,827

	MAROC	2,49	2,392	2,56	2,456	2,286
	SYRIE	2,571	2,303	2,436	2,645	2,165
	Tunisie	2,345	2,251	2,351	2,366	2,141
MAROC	EGYPTE	2,421	2,24	2,368	2,357	1,831
	JORDANIE	3,684	3,613	3,723	3,541	2,829
	LIBAN	3,298	3,243	3,305	3,263	3,141
	SYRIE	3,659	3,36	3,487	3,624	2,894
	Tunisie	6,149	6,092	6,11	6,155	6,052
SYRIE	EGYPTE	6,018	5,944	5,956	6,032	5,899
	JORDANIE	3,581	3,115	3,218	3,657	2,693
	LIBAN	4,21	3,937	3,997	4,285	3,827
	MAROC	3,838	3,498	3,656	3,805	3,062
	Tunisie	3,379	3,042	3,137	3,402	2,6
TUNISA	EGYPTE	2,986	2,771	2,894	2,979	2,36
	JORDANIE	3,532	3,4	3,503	3,466	2,689
	LIBAN	3,161	3,066	3,124	3,183	2,954
	MAROC	3,931	3,938	4,066	3,765	2,934
	SYRIE	2,533	2,201	2,322	2,555	1,732

V. Conclusion

Nous avons effectué une estimation d'un modèle gravitationnel classique en utilisant le modèle à effets aléatoires et le modèle Between ainsi qu'une spécification des effets aléatoire avec autocorrélation temporelle d'ordre 1. Nous avons aussi estimé le modèle en considèrent l'autocorrélation spatiale des erreurs.

Nos résultats concernant le potentiel de commerce dans la zone Med convergent vers la même conclusion : il n'existe pas de potentiel de commerce dans la zone sauf pour les exportations de la Syrie vers l'UE. Toutefois nous avons constaté une grande différence dans le ratio de potentiel de commerce avec les méthodes de panel classique et celle avec l'autocorrélation spatiale.

Afin de déterminer la meilleure spécificité du modèle ainsi que la méthode d'estimation la plus adéquate, nous avons calculé l'indice de la qualité de prédiction RMSE pour chacun des pays Med ainsi que pour les couples de pays Med. Les résultats de cet indice montrent que le modèle spatial présente une meilleure qualité de prédiction que les autres modèles.

L'estimation du modèle gravitationnel avec autocorrélation spatiale des erreurs montre une sur évaluation des exportations simulées avec un modèle standard induisant ainsi une sous estimation du potentiel de commerce intra-Med.

VI. BIBLIOGRAPHIE

Achy L. (2006) “Le Commerce en Afrique du Nord : Evaluation du Potentiel de l’Integration Regionale en Afrique du Nord “ Nations Unies Commission Economique pour l’Afrique CEA-AN/RABAT/CIE/XXI/3/1

Anderson et Wincoop (2004) “ Trade costs” Journal of Economic Literature 42: 691-751
Anderson J.E. (1979) “A Theoretical Foundation for the Gravity Equation “American Economic Review vol 69 n.1, pp106-116

Anselin L. (1988b) “Lagrange multiplier test diagnostics for spatial dependence and spatial heterogeneity” Geographical Analysis, 20, 1-17.

Banque Mondiale (2006) “Is the a new vision for Maghreb economic integrations?” *volume I : Main Report*, Social and economic Development group, Middle East and North Africa region, The World Bank.

BAUMONT. C, ERTUR. C & LE GALLO. J (2000) “ Convergence des régions européennes : Une approche par l’économétrie spatiale ” LATEC février 2000.

Baxter et Kouparitsas (2006) “What Determines Bilateral Trade Flous?” NBER Working Paperer Series W:P12188

Bergstrand J.H. (1989) “The Generalized Gravity Equation, Monopolistic Competition, and the Factor-Proportition Theory in International Trade” The Review of Economics and Statistics, 2, 23, pp 143-153

Carrère C. (2004) « Revisiting the Effects of Regional Trade Agreements on Trade Flows with Proper Specification of the Gravity Model” European Economic Review vol 25

CLIFF A.D & ORD J.K (1972) “Testing for spatial autocorrelation among regression residuals” Geographical Analysis, 4, 267-284.

Deardorff, Alan V, 1998. "Technology, Trade, and Increasing Inequality: Does the Cause Matter for the Cure?," Journal of International Economic Law, Oxford University Press, vol. 1(3), pages 353-76, September.

Evenett Simon J. & Keller Wolfgang (2002) "On Theories Explaining the Success of the Gravity Equation," Journal of Political Economy, University of Chicago Press, vol. 110(2), pages 281-316, April.

Ferragina A., Giovanetti G. et Pastore Francesco " EU Actual and Potentiel Trade with Mediterranean and Central and Eastern European Countries. A Gravity Study" Economic Recherche Forum, 12th Annual Conference, December 2005, Egypte

Fontangne L, Pajot M and Pasteels J-M (2002) "Potentiels de commerce entre économies hétérogènes: un petit mode d'emploi des modèles de gravité". Centre de commerce international (CNUCED/OMC) ; document de recherche appliqué

Frankel J.A et Rose A. (1998) "The endogeneity of the optimum currency Area criteria" Economic Journal, 108, 1009-2026
Frankel, Jeffrey, Ernesto Stein et Shang-Jin Wie, 1995, "Trading Blocs and the Americas: The Natural, the Unnatural and the Supernatural" National of Development Economics 47, 61-95.

Ghosha S. et Yamarik S. (2004, a) « Are Regional Trading Arrangements Trade Creating? An Application of Extreme Bounds Analysis" Journal of International Economics vol 63 pp369-395

Ghosha S. et Yamarik S. (2004, b) « Does Trade Creation Measure up? A Reexamination of the Effects of Regional Trading Arrangements" Economic Letters 82, pp213-219

Glick, Reuven et Andrew Rose (2002) "Does a Currency Union Affect Trade? The Time Series Evidence," European Economic Review 46(6), 1125-1151

Griffith D.A (1988) "Estimating spatial autoregressive model parameters with commercial statistical packages" Geographical Analysis, 20, 176-186.

Hassen, Al-Atrash et T.Youssef (1999), « Intra-Arab Trade : is it too little ?", Femise, WP series

Miniesy R.S., J.B. Nugent et T.M. Yousef (2004), "Intra-Regional Trade Integration in the Middle East. Past Performance and Future Potential", in H. Hakimian et J.B. Nugent (eds.) Trade Policy and Economic Integration in the Middle East and North Africa. Economic Boundaries in Flux, Routledge, London.

Porojan A. (2000) "Trade Flows and Spatial Effects : The Gravity Model Revisited" Open Economic Review, 12, 265-280

Rose (2002), "Estimating Protectionism from the Gravity Model", Unpublished, IM

ANNEXE 1

Liste des pays

	Estonie	Jordan	Portugal	Ukraine
	Finlande	Kuwait	Qatar	
Belgique-Luxembourg	France	Lebanon	Romania	United Kingdom
	Germany	Lituanie	Slovaquie	USA
Canada	Grèce	Malta	Slovénie	Yémen
China	Hongrie	Mauritanie	Spain	
Chypres	Ireland	Maroc	Suède	
République Czech.	Israël	Pays-Bas	Syrie	
Danemark	Italie	Oman	Tunisie	
Egypte	Japon	Pologne	Turquie	